

日本市場における線形情報ダイナミクスの検証： Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用*

*Empirical research of various Liner Information Dynamics in Japanese market:
Application of Dechow, Hutton and Sloan 1999 model*

新谷 理(早稲田大学 大学院博士課程 野村証券金融工学研究センター)
Osamu Shintani Waseda University, Nomura Securities Co., Ltd.

2008年5月11日受付；2008年12月15日改訂稿受付；2009年2月26日最終稿受付；

2009年2月28日論文受理

要約

本論文はDechow, Hutton and Sloan (1999)によって報告されたLiner Information Dynamics (LID)を用いた、日本の市場での実証研究である。本研究の特徴は日本市場において、DHSの手法に合わせて、連結決算データと予想利益を用いた点にある。主な結果は以下の3つであり、まず、日本におけるLIDに関する傾向は、DHSの結果と異なっており、とりわけ2000年以前では顕著である。2番目の結果は、Ohlson (2001)型のLIDが日本で最も効果的であったということである。このことは、日本において、その他の情報の減衰過程 γ を考慮することが、米国より効果的であることを示す。3番目のポイントは2000年以降、自己資本の寄与が減少し、利益の寄与の増加を確認した点である。これらの結果から、日本の株価評価の手法が、近年において米国型に変化している可能性を示していると言える。

Summary

This paper is an empirical research of Japanese market using Liner Information Dynamics (LID) reported by Dechow, Hutton, and Sloan (1999). The originality of this LID study in Japan is that consolidated accounting data and the earnings estimation are used in light of DHS method.

The following three results are obtained. First, the effective LID in Japanese market is different from the result of DHS throughout the analysis period especially before 2000. Second, the LID of Ohlson (2001) type was the most effective in Japan. The result indicates that the consideration of additional information decay process γ is more effective in Japan than in the US. Third, the contribution from profit factor has been increasing since 2000, while the contribution from shareholders' equity factor has been decreasing. These results suggest a possibility that Japanese share price valuation approach was changing from a Japanese original model into the similar to the US one.

1. 始めに

Valuation (以下RIV) モデルは1990年代後半の実証会計学において、エポックメイキングとなった。続いて発表されたFeltham and Ohlson(1995)

Ohlson (1995) が発表したResidual Income

*本研究は、第1回 2007年現代ディスクロージャー研究カンファレンスでの、大学院生セミナーセッションで行った報告に対して、大幅な追加検証と修正を加えたものである。カンファレンスで司会の労をおとりいただき田宮治雄先生(東京国際大学)、貴重なコメントを頂戴した竹原均先生(早稲田大学)に心よりお礼申しあげる。また発表後には、太田浩司先生(兵庫県立大学)や奥村雅史先生(早稲田大学)から研究を進展させるための有益なコメントを頂いた。また本研究の作成にあたり、本誌編集委員長である薄井彰先生(早稲田大学)と匿名レフェリーの先生方から適切なコメントを頂戴したことにもお礼申し上げる。本研究を進める上で、博士課程の指導教官である辻正雄先生(早稲田大学)、修士課程での指導教官であった薄井彰先生には、研究過程の節々でご指導を賜った。また現在の職場である野村証券金融工学研究センターの関係者方々にも、様々な形でのご助力を頂いた。ここに記し、深く感謝申し上げます。

では、このアプローチを利用して、市場価値に基づく尺度によって保守主義の程度の測定を行っており、それまで異なる世界であった会計数値とファイナンスの橋渡しを行う大きな業績となった¹⁾。RIVの原型となるアイデアは、既にEdwards and Bell (1961) において報告されていたが、投資実務から注目を浴びていたとは言い難い。それが近代的なモデルとして再び取り上げられるようになったのは、Ohlson (1995) においてLiner Information Dynamics (線形情報ダイナミクス、以下LID)を導入したためである。LIDの導入は、配当割引モデル (Dividend Discount Model: DDM) が抱えていた、Modigliani-Millerの配当無関連性命題に対する問題をクリアし、またモデルが必要とする予想データを大幅に減らすなどの、多くの利点をもたらしている。但しLIDにおいて、その他情報 (Other Information) の内容を具体的に特定していない点など、未完成的な部分もあった。なおその後のOhlson (2001) では、アナリスト予想をその他情報とするモデルを発表している。

Ohlson (1995) 発表以来、多くの研究者が様々な形でLIDに対する検証を行っている。Frankel and Lee (1998) では、LIDのアイデアが投資実務に有効なことを示し、Francis et al. (2000) では、DCFなどと比較してもOhlson (1995) によるRIVは精度の高いモデルであることを示している。

そうした研究の中でDechow, Hutton and Sloan (1999) (以下、DHS) は、財務的な面と、株価に対する面の双方に対して、LIDの説明力を検証した研究であり、以下の3つの主たる結果を得ている。まず、Ohlson (1995) で提案されたLIDは、財務データからは実証的に支持できることを示したこと。次に米国の株価形成においては、アナリストの予想値が強く反映される一方で、残

余利益の減衰過程が反映されない特殊なLIDが支持されているという点。そして最後にリターン予想においては、残余利益の減衰過程を織り込んだLIDが有用であるという点である。つまりDHSでは、株価は短期的にはOhlson (2001) のLIDではなく、アナリスト予想のみに影響されるが、長期的には、残余利益の減衰過程を考慮するLIDの説明力が高いことを示しており、LIDがなぜ投資実務において有効なのかを示した論文として大きな価値がある研究である。

Ohlson (1995) の研究は、日本においても大きな関心を集めたが、LIDに関する検証はそれほど多くはない。数少ない検証例としては以下の二つの成果があげられよう。まず薄井 (1999) は利益及び簿価 (自己資本) の時系列推移に、ランダムウォークとトレンドフォロワーの仮定をおいた上で検証を行っており、日本市場における利益と簿価の時系列構造の検証としては最初期の論文としての業績がある²⁾。また太田 (2000) 及びOta (2002) では、企業が過去に財務報告している利益に対して、自己回帰モデルで時系列解析した上で、LIDが日本市場において成立していたことを示している。また攪乱項の系列相関を用いて、その他情報を求めた上で、それが投資実務においても超過リターンを得る上で有効であることを報告した論文でもある。

しかしDHSと比較した場合、異なる点や不十分な点も存在する。まず薄井 (1999)、Ota (2002) 共にアナリストの利益予想を用いていないため、DHSの論文と比較して、少なくとも見かけの上で、その他情報の取り扱いが大きく異なっているという点である。またこれらの先行研究では、実施時期の問題から、分析対象期間は2000年以前が多く、さらにデータの連続性を重視して、単独決算のデータを用いているものが大部分である。しかし近年の日本においては、金融ビッグバンの

一環として会計制度の大改革が行われており、特に2000年3月から連結会計制度の本格化による、開示情報の大幅な拡充が行われている。こうした改革の影響を見るためにも、これらの研究のフォローアップが強く求められているのである。

よって本稿では、上記のような問題意識を基に、できるだけ大規模なサンプルデータを用いた上でDHSのLID分類による検証を忠実に再現し、得られた結果に対して比較検討を行う。また各パラメータが、どのように時系列変化してきたかを明らかにし、日本における財務、あるいは株式評価におけるLIDを提示する。

以下では、まず第2節ではOhlsonモデルや、DHSの検証デザインを通じて、LIDに関する紹介と要点の整理を行い、第3節で検証に用いたデータとリサーチ・デザインを紹介する。第4節では市場の要約統計量を示した上で各検証結果を報告する。最後の第5章で結論を述べる。

2. LIDに関する先行研究

2.1. Ohlson (1995) モデル

Ohlson(1995)で取り上げられたRIVモデルは、配当割引モデル(DDM)から導出されるモデルであり、 V_t をt時点の推定株価、 b_t をt時点の純資産(自己資本)、 x_{t+k}^a をt時点におけるk期先の残余利益、 r をネット表示の株主資本コスト、 $R(=1+r)$ をグロス表示の株主資本コストとすると、(1)式の形で表現される。

$$V_t = b_t + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{E[x_{t+k}^a]}{R^k} \quad (1)$$

日本では超過利益とも異常利益とも呼ばれる残余利益 x_t^a は、t時点の実績利益を x_t とすると、以下の式で表現される。

$$x_t^a = x_t - r \cdot b_{t-1} \quad (2)$$

またDDMと会計を結びつける役割を果たすク

リーンサープラス会計は、t時点の配当を d_t とすると(3)式の形で表現される。

$$b_t = b_{t-1} + x_t - d_t \quad (3)$$

この段階のRIVに関しては、既にEdwards and Bell(1961)において提示されていた。Ohlson(1995)は、このEdwards and Bell(1961)のモデルに、LIDを加えて再評価を行っている。

LIDの中身は、二つの自己回帰プロセスを並べたものであり、下記の式で表現される。

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{t+1}^\omega \quad (4)$$

$$\nu_{t+1} = \gamma \nu_t + \varepsilon_{t+1}^\gamma \quad (5)$$

$$0 < \omega < R, 0 < \gamma < R, \varepsilon_t^\omega \sim N(0, \sigma^\omega), \varepsilon_t^\gamma \sim N(0, \sigma^\gamma)$$

(4)式は、企業の残余利益 x_t^a は、その他情報 ν_t に攪乱されながら、その現在価値が時間の経過と共に、 ω に基づいてゼロに近づいていくという、経済的に合理的な状態をモデル化したものである。(5)式は、その他情報 ν_t 自体の現在価値も、時間の経過と共に γ に基づいて、ゼロに近づいていくものとしている。

LIDの重要性の一つは、(3)式のクリーンサープラス条件と合わせることで、Modigliani-Millerの配当無関連性命題を回避するための残余利益の推移条件となることである。DDMやその派生モデルにとって、Modigliani-Millerの配当無関連性命題に抵触しない条件を見つけることは、長年の課題であった。LIDはそれに対する一つの解決策となっている。また投資実務において利用する上でも、必要な予想値を大幅に減らしたため、Frankel and Lee(1998)やFrancis et al.(2000)で示されているように、RIVモデルの実用性を高める鍵ともなった。

ただ問題は、その他情報とは果たして何かが、特定されていないことである。後の多くの研究では、研究開発費やアクルーアルなど様々な候補があげられているが、Ohlson(2001)ではアナリストの利益予想を、その他情報の候補として指摘

している。

2.2. DHSによる検証デザイン

DHSは、Ohlson (1995,2001) らのデザインに基づく、多様なLIDに関して実証的な検証を行っている。彼らの興味は財務面でのLIDの整合性と、株式評価の上でのLIDの妥当性を見ることにある。DHSでは様々なLIDを用意しており、それをまとめたのが表1である。

ω に関して4種類、 γ に関しても4種類の状態を設定し、全部で8種のLIDモデルを記載している ($\omega = 1, \gamma = 0$ と $\omega = 0, \gamma = 1, \omega = \omega^u, \gamma = 0$ と $\omega = 0, \gamma = \gamma^\omega$ に関してはLIDの形が重複している。煩雑さを避けるため、前者を $\omega = 1, \gamma = 0$ モデル、後者を $\omega = \omega^u, \gamma = 0$ モデルとする)。 ω に着目してモデルを分類すると、0と1の固定値に加えて、2種類の推定値を用いている。一つは(4)式、(5)式で表されるOhlson (1995,

2001) におけるLIDを想定したものであり、ブールドされた全銘柄の実績財務の値から計算された残余利益による時系列回帰から計算されている。DHSの検証では $\omega^u = \text{Unconditional } \omega$ の名前で扱われている³⁾。さらにDHSは残余利益、特別損益、アクルーアル、配当性向、業種ベータなどの個別銘柄の詳細な財務情報等を用いて、銘柄毎に ω の推計も行っている。彼らの論文では $\omega^c = \text{Conditional } \omega$ とされている⁴⁾。 ω^c は下記のDHS独自の(6)式のLIDのパラメータであり、(4)式、(5)式のOhlsonのオリジナルのLIDと異なり、その他情報に関しては省略されている。

$$x_{t+1}^a = \omega^c x_t^a + \varepsilon_{t+1}^\omega \quad (6)$$

$$0 < \omega^c < R, \varepsilon_t^\omega \sim N(0, \sigma^\omega)$$

DHS検証における最も興味深い結果としては、株価に対して有効なLIDと、リターンに対して有効なLIDが異なるという点である。現在の株価への説明力に注目すると、 $\omega = 1, \gamma = 0$ モデ

表1 Dechow, Hutton and Sloan (1999) による分類

		その他情報に対するパラメータ			
		考慮しない	$\gamma = 0$	$\gamma = 1$	$\gamma = \gamma^\omega$
残余利益に対するパラメータ	$\omega = 0$	$E[x_{t+1}^a] = 0$ $p_t = b_t$	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ $p_t = b_t + \frac{f_t^a}{R}$	$E[x_{t+k}^a] = f_t^a$ I' $p_t = \frac{f_t}{r}$	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ II' $p_t = b_t + \frac{1}{(R - \gamma^\omega)} f_t^a$
	$\omega = 1$	$E[x_{t+k}^a] = x_t^a$ $p_t = \frac{x_t}{r} + x_t - d_t$	$E[x_{t+k}^a] = f_t^a$ I $p_t = \frac{f_t}{r}$	対象外	対象外
	$\omega = \omega^u$	$E[x_{t+1}^a] = \omega^u x_t^a$ $p_t = b_t + \frac{\omega^u}{(R - \omega^u)} x_t^a$	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ II' $p_t = b_t + \frac{1}{(R - \omega^u)} f_t^a$	対象外	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ $p_t = b_t + \frac{\omega^u}{(R - \omega^u)} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega^u)(R - \gamma^\omega)} \nu_t$
	$\omega = \omega^c$	$E[x_{t+1}^a] = \omega^c x_t^a$ $p_t = b_t + \frac{\omega^c}{(R - \omega^c)} x_t^a$	対象外	対象外	対象外

(出所) Dechow, Hutton and Sloan (1999) Fig 1

ω^u : unconditional estimate ω

ω^c : conditional estimate ω

I ($\omega, \gamma = (1, 0)$) と I' ($\omega, \gamma = (0, 1)$) のモデルは重複 本稿では ($\omega, \gamma = (0, 1)$) で分析を行った

II ($\omega, \gamma = (\omega^u, 0)$) と II' ($\omega, \gamma = (0, \gamma^\omega)$) のモデルは重複 本稿では ($\omega, \gamma = (\omega^u, 0)$) で分析を行った

ルの有効性が最も高くなっている。この形のLIDでは、株価は残余利益の減衰をまったく考慮せず、アナリスト予想と株主資本コストのみから求められる。しかしリターンに対する説明力に関しては、実績の残余利益の減衰過程を示す、 $\omega = \omega^c$ や $\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^w$ のモデルの方が優れていた。リターン獲得のためには、アナリストの予想情報を含まないモデルの方が、アナリスト予想を用いるモデルよりも優れていたという事実は、一つの驚きとなる結果であった。

DHSはこの結果への解釈として、投資家はアナリスト予想に基づく情報を現在の株価へ過分に織り込む一方で、残余利益が ω によるプロセスで減衰していく過程を織り込んでいない可能性を指摘している。従って ω 、とりわけ個別の財務情報を用いて精緻に推計した ω^c に基づく情報を使うことで、投資家はリターンを獲得することができるとしている。

2.3. 日本での検証事例

日本の実証研究では、薄井（1996,2003）、高橋（2001）、太田（2000）及びOta（2002）などの先行研究において、LIDに関しての分析を行っている。薄井（1999）では株価、利益、簿価（自己資本）に関して、1次の階差を取れば定常になることが示されている。また高橋（2001）では、自己資本に関してはランダムウォークとは言えないが、残余利益についてはランダムウォークとなることが示されている。太田（2000）及びOta（2002）では、Ohlson型とFeltham and Ohlson型に関して時系列解析した上で、LIDが日本市場において成立していることを示している。しかしこれらのモデルは、実績財務データを用いた分析であり、アナリスト予想値を用いていないモデルでもある。なお太田（2000）及びOta（2002）では、攪乱項の系列相関から、その他情報の係数を

求め、それがリターンへの説明力において有効であることを示しており、DHSとは別の観点から、その他情報の有用性を示した。しかしDHSが示したアナリスト予想値を用いた、Ohlson（2001）型のLIDによるその他情報への検証は、他の先行研究同様に行われていない。

また金融ビッグバンに連動した会計制度の大幅な変更により、2000年3月から連結決算制度が本格的に始まり、開示される情報量も大幅に拡充された。しかし、これらの先行研究の多くは、長期的に取得できる単独決算情報に基づいて実施されているため、分析対象とした財務データのクオリティの面にも問題点が残っている。

本稿では、アナリスト予想をその他情報として、DHSの手法に基づいてパラメータの推計を行い、日本市場での有効性の検証を行う。なお日本では米国とは異なり長期系列でのコンセンサス予想値はないが、その代わりに東洋経済新報社による東洋経済四季報予想値が、長らく実務では用いられているため、本検証でもこれを用いている。検証の手順は、最初に財務データ、予想データから各LIDで用いるパラメータの推定を行い、そこで得られたパラメータが、残余利益や株価、リターンの予測に関して有意な情報を持っているか否かについての検証を行う。

3. サンプルデータと検証方法

分析に用いたサンプルは、財務データは日経NEEDSより取得した、1980年以降の全上場銘柄（除く金融）を対象とし、連結優先の財務諸表を用いた。予想値に関しては、毎年6月末時点における、今期本決算予想値を用いている。なお特別損益の影響を除くため、本分析においては、実績もしくは予想経常利益から、実効税率分を差し引く形で、特別損益の影響を除いた利益を計算して

いる。実効税率は1999年3月期決算までは49.98%、1999年4月から2000年3月期までを46.36%、2000年4月期以降は40.87%としている。

モデルの株主資本コスト r には、5種類を用いている。リスクプレミアムを8%、6%、4%、2%で固定し、そのときの10年国債利回りを無リスク金利として足し合わせて作成した、リスクプレミアムを固定した4種の株主資本コストと、銘柄毎にCAPM (Capital Asset Pricing Model) に基づいて、推計を行った株主資本コストである⁵⁾。なおCAPMの計算において、無リスク金利として10年国債利回りを用い、リスクプレミアムは1965年からの東証株価指数 (TOPIX) の平均収益率から求めている。個別銘柄のベータは、過去60カ月間のTOPIXとの月次回帰から求められた値に、Sharpeの手法で修正した値を用いている⁶⁾。このCAPMから求められた株主資本コストは平均値5.54%、中央値4.67%、最大値13.2%、最小値1.21%である。但し後の分析結果で示されるように、株主資本コストの水準は、結論に対して大きな影響を与えないため、後半の実証ではCAPMでの結果のみを開示している。

またアクルーアルの算出手法は、Penmanの手法を用いている⁷⁾。具体的には、当該年度とその前年度の貸借対照表の比較から、売上債権の増加幅 (+項目)、棚卸資産増加幅 (+項目)、仕入債務増加幅 (-項目)、引当金増加幅 (-項目) を個別に計算し、係数を考慮しながら、減価償却費 (-項目) を含めて足し合わせる手法により求めている。

本分析ではDHSの検証手法を基にして、できる限り精緻な形式で日本市場での検証を行った。分析の手法としては、財務データと東洋経済の四季報予想利益データをブールドサンプルデータとし、前半部分では ω^u の推計、 γ の推計、 ω^c の推計を行っている。本稿の後半では、残余利益や株

価、リターンに関する説明力の検証を行っている。なお連結優先決算としての分析を行うため、特に断りがなければ1991年以降のデータを分析対象としている。

4. 推計結果とその考察

4.1. 市場データの概観

まず、分析対象とした全銘柄 (除く金融) ユニバースの要約統計量を表2に記す。

平均値と中央値を比較すると、平均値が大幅に高くなっている。バブル相場末期の1989年と直近の2007年を比較すると、平均値、中央値ともに2007年の方が低く、中央値ではその傾向が顕著である。

自己資本の平均値には上昇トレンドが見受けられる。しかし、中央値の上昇トレンドは1990年代で止まっており、以降は横ばい、もしくは下落傾向が見受けられる。

本分析では特別損益の影響を除くため、税率を考慮した経常利益の数字で計算を行っている。経常利益に(1-実効税率)を乗じた値と、実際の純利益を比較すると、1990年代半ばから、2000年代初頭までは乖離幅が平均値と中央値の両方で拡大している。これは、この時期に純利益に対して特別損益が大きく影響していたためである。

本稿で扱うRIVモデルはROEとの関連性が高いため、図1では純利益と、経常利益に(1-実効税率)を乗じて求めたROEの、実績値と予想値の時系列推移を示しておく。

経常利益に実効税率を適用して算出したROEのボトムは1990年代半ばにあり、1994年では4%を割り込んでいる。なお1990年代後半には実績、予想値共に上昇基調に転じており、2007年時点において、予想値ベースで10%を超える水準にまで到達している。通常の純利益では2002年

表2 全銘柄（除く金融）の要約統計量

年	サンプル数	時価総額			自己資本			経常利益×(1-実効税率)			純利益		
		平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差
1980	1,477	40.04	12.74	93.44	20.67	5.65	59.69	2.38	0.59	8.09	2.22	0.61	7.73
1981	1,494	51.56	12.70	152.39	23.85	6.29	69.85	3.00	0.61	10.89	2.88	0.64	10.29
1982	1,509	46.86	12.47	127.15	26.47	6.86	79.58	2.69	0.57	10.43	2.34	0.54	9.46
1983	1,598	58.25	13.81	166.27	28.20	7.10	87.62	2.45	0.51	10.29	2.29	0.50	9.42
1984	1,612	68.74	17.92	183.62	31.03	7.78	100.13	2.82	0.56	12.38	2.49	0.55	11.30
1985	1,628	81.17	23.01	206.66	34.46	8.92	112.81	3.53	0.71	15.52	3.16	0.66	13.80
1986	1,656	113.79	31.65	288.82	37.31	10.03	123.03	3.37	0.67	16.69	3.04	0.63	14.87
1987	1,704	168.57	35.40	1,018.93	41.31	10.50	154.40	3.00	0.66	14.13	2.60	0.58	13.34
1988	1,860	183.88	46.83	956.60	42.88	10.79	160.08	3.33	0.75	12.98	3.03	0.70	12.29
1989	1,954	200.37	50.46	710.90	47.90	12.34	172.39	4.17	0.96	14.92	3.90	0.93	14.04
1990	2,070	203.31	66.00	574.98	54.58	14.73	188.17	4.40	1.03	15.87	4.10	0.98	15.05
1991	2,196	147.40	48.06	431.44	56.13	15.23	196.02	4.20	0.94	16.34	3.97	0.92	16.02
1992	2,297	100.21	27.60	313.53	56.61	15.30	199.66	3.39	0.78	12.75	3.09	0.75	13.71
1993	2,344	117.49	32.23	396.31	56.04	14.75	199.47	2.43	0.54	9.26	1.73	0.44	9.59
1994	2,498	123.16	32.68	426.29	53.92	13.73	192.67	1.87	0.43	7.88	1.11	0.34	8.63
1995	2,658	85.07	19.89	328.15	52.96	13.52	192.80	2.10	0.48	9.12	1.32	0.40	11.43
1996	2,807	118.79	27.85	430.02	52.54	13.28	197.31	2.54	0.53	9.90	2.01	0.47	11.82
1997	2,933	108.45	18.71	507.01	53.00	13.08	203.11	2.87	0.57	12.35	2.37	0.50	12.82
1998	3,036	87.41	11.21	504.85	52.57	12.63	207.74	2.67	0.49	13.68	1.59	0.35	15.65
1999	3,090	110.37	13.46	654.52	52.18	12.08	218.61	2.27	0.39	14.75	0.57	0.23	19.20
2000	3,181	128.44	11.69	838.31	52.69	12.09	225.19	3.12	0.60	17.01	0.94	0.33	18.71
2001	3,315	100.49	10.81	611.01	54.17	11.82	242.08	4.01	0.69	19.56	2.31	0.35	19.86
2002	3,405	80.91	8.73	450.22	52.58	11.05	232.34	2.60	0.46	22.66	-0.14	0.21	28.41
2003	3,421	73.12	8.83	407.66	51.43	10.58	230.41	3.77	0.52	26.90	2.04	0.30	25.14
2004	3,468	96.33	14.25	465.07	55.32	10.95	251.21	4.61	0.62	30.81	3.55	0.50	31.22
2005	3,547	95.27	16.14	426.80	58.35	10.70	270.59	5.56	0.71	33.85	4.16	0.60	36.00
2006	3,646	121.36	16.73	576.09	64.93	11.27	303.16	5.99	0.74	34.47	5.56	0.61	36.74
2007	3,726	136.76	13.95	711.52	69.18	11.19	328.59	6.52	0.76	36.22	6.07	0.66	38.71

毎年6月末現在の東証一部除く金融業、単位10億円

実効税率は、1998年までは49.98%、1999年は46.36%、2000年以降は40.87%で計算

に全体で赤字（マイナス）となっているところをボトムとして、2000年台前半の低迷が顕著である。このように特別利益を考慮するか否かで、傾向が変化する点には注意する必要があるだろう。

これ以後の本分析で用いる利益は、実績値及び予想値ともに全て、経常利益に実効税率を適用した値を用いている。

4.2. パラメータの推定

4.2.1. 財務データにおける残余利益の減衰過程の推定結果

DHSのTable 1に基づく形で、実績の残余利

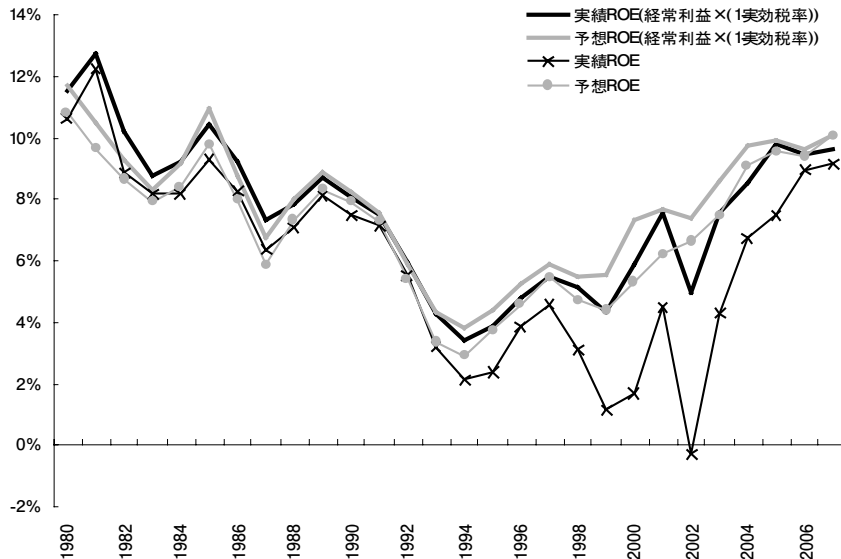
益に関する回帰分析を、3通りのパターンで行った⁸⁾。表3のPanel AはOhlson型のLIDに基づき、下記の(7)式の形となる。

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

分析の結果、 ω_1 は0.532~0.604となり、DHSが推計した0.62と比較すると若干低い値となった。決定係数に関しては0.292~0.391とであり、DHSの0.34とはほぼ同等の説明力があつた。なお株主資本コストの値が上昇するほど、パラメータと決定係数も上昇する傾向を示した。

Panel Bはラグ4までの残余利益を取った回帰モデルであり、(8)式の形で現される。

図1 全銘柄のROE推移



毎年6月末現在の東証一部除く金融業、合算平均により作成

実効税率は、1998年までは49.98%、1999年は46.36%、2000年以降は40.87%で計算

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 x_{i,t-1}^a + \omega_3 x_{i,t-2}^a + \omega_4 x_{i,t-3}^a + \varepsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

ラグ1の残余利益の係数である ω_1 は、0.532~0.571の範囲にあり、DHSの0.59と同水準か、やや低い値である。DHSの分析と異なるのは、日本市場では、ラグ2~ラグ4の残余利益に対する係数のt値も有意な水準にあり、しかもプラスとマイナスが交互に有意となっている点である。日本市場においては、残余利益の系列相関の影響が強いと言える結果である。但しリスクプレミアムが8%、6%の固定モデルでは、ラグ4のt値が有意水準に達していない点を考慮すると、株主資本コストが低い点も影響している可能性が考えられる。

Panel Cは、Feltham and Ohlson型の回帰モデルであり、(9)式の形で表される。

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 b_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (9)$$

このFeltham and Ohlson型のLIDモデルでも、 ω_1 は0.461~0.528となり、DHSの推計結果と同

水準である。なお(7)式や(8)式のOhlson型のLIDとは異なり、株主資本コストが上昇するほど ω_1 は減少する傾向を示している。保守主義の傾向を示す係数となる ω_2 も、-0.051~-0.012の範囲で負に有意となっており、DHSと同傾向にある。

連結決算制度が本格的に適用された2000年以降のデータ(サンプル数は15,000件前後)だけを用いて、本分析を行っても、傾向に大きな変化はない。但し(7)式~(9)式の全てで、係数 ω_1 と決定係数は若干値が低下した(結果は未掲載)。

4.2.2. アナリスト予想を用いたその他情報の減衰過程の推定結果

DHSの検証結果とは前後するが、先にDHSのTable 3に基づく形で、その他情報 γ に関する分析を行った。モデルは下記の(10)式に基づいている。

表3 ω^u の推計結果

Panel A		$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \varepsilon_{i,t+1}$				
リスクプレミアム 推定方法	ω_0	ω_1			自由度 調整済み R^2	サンプル 数
8%で固定	-0.020 (-45.458)	0.604 (191.53)			0.391	57,254
6%で固定	-0.014 (-35.72)	0.574 (174.768)			0.348	57,254
4%で固定	-0.008 (-21.799)	0.549 (160.875)			0.311	57,254
2%で固定	-0.001 (-3.729)	0.532 (151.363)			0.286	57,254
CAPMで推定	-0.001 (-1.979)	0.536 (153.577)			0.292	57,254
<i>DHS(1999)の結果</i>	-0.02 (-29.04)	0.62 (-138.31)			0.34	50,133

Panel B		$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 x_{i,t-1}^a + \omega_3 x_{i,t-2}^a + \omega_4 x_{i,t-3}^a + \varepsilon_{i,t+1}$						
リスクプレミアム 推定方法	ω_0	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	自由度 調整済み R^2	サンプル数	
8%で固定	-0.017 (-35.489)	0.571 (111.832)	-0.051 (-8.749)	0.094 (15.699)	0.003 (0.707)	0.387	45,007	
6%で固定	-0.013 (-27.898)	0.555 (109.062)	-0.057 (-9.890)	0.091 (15.529)	-0.004 (-0.813)	0.345	45,007	
4%で固定	-0.007 (-16.77)	0.541 (106.513)	-0.062 (-10.906)	0.089 (15.34)	-0.012 (-2.599)	0.310	45,007	
2%で固定	-0.001 (-1.565)	0.532 (104.618)	-0.066 (-11.576)	0.088 (15.290)	-0.020 (-4.150)	0.285	45,007	
CAPMで推定	0.000 (-0.655)	0.537 (105.745)	-0.060 (-10.653)	0.084 (14.733)	-0.026 (-5.565)	0.292	45,007	
<i>DHS(1999)の結果</i>	-0.01 (-12.36)	0.59 (68.31)	0.07 (7.50)	0.01 (0.86)	0.01 (1.59)	0.35	50,133	

Panel C		$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 b_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t+1}$				
リスクプレミアム 推定方法	ω_0	ω_1	ω_2		自由度 調整済み R^2	サンプル数
8%で固定	0.012 (23.174)	0.461 (138.479)	-0.051 (-91.495)		0.468	57,254
6%で固定	0.012 (22.710)	0.480 (141.300)	-0.039 (-73.209)		0.404	57,254
4%で固定	0.012 (22.213)	0.498 (143.836)	-0.028 (-53.883)		0.345	57,254
2%で固定	0.011 (21.689)	0.514 (145.997)	-0.017 (-33.741)		0.300	57,254
CAPMで推定	0.008 (15.264)	0.528 (151.114)	-0.012 (-23.118)		0.298	57,254
<i>DHS(1999)の結果</i>	0.02 (17.16)	0.47 (80.12)	-0.09 (-77.64)		0.40	50,133

(注) セル内上段が推定パラメータ、下段 () の中は t 値
 1981年～2007年の27年間の財務データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはリスクプレミアムを8%、6%、4%、2%に固定した上で、10年国債利回りを無リスク金利として足し合わせたものと、CAPMにより推計した値の計5モデルで検証*DHS(1999)の結果*は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

表4 γ の推計結果

Panel A

$$\nu_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \nu_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

$$\nu_{i,t} = f_t^a - \omega^u x_t^a \quad f_t^a = f_t - r_i b_t$$

リスクプレミアム 推定方法	γ_0	γ_1	自由度 調整済み R ²	サンプル 数
8%で固定	-0.006 (-19.903)	0.232 (49.654)	0.048	49,463
6%で固定	-0.001 (-4.860)	0.265 (56.861)	0.061	49,463
4%で固定	0.004 (14.242)	0.306 (65.643)	0.080	49,463
2%で固定	0.008 (34.437)	0.356 (76.611)	0.106	49,463
CAPMで推定	0.009 (36.356)	0.364 (79.93)	0.114	49,463
DHS(1999)の結果	0.01 (38.79)	0.32 (57.94)	0.08	50,133

(注)セル内上段が推定パラメータ、下段()の中はt値
 1984年～2007年の24年間の財務データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはリスクプレミアムを8%、6%、4%、2%に固定した上で、10年国債利回りを無リスク金利として足し合わせたものと、CAPMにより推計した値の計5モデルで検証 ω^u には表3 Panel Aの ω_1 を代入している
 DHS(1999)の結果は、Dechow, Hutton and Sloan(1999)から引用した値

$$\nu_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \nu_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (10)$$

なお、その他情報 ν_t は、t期の今期予想利益を f_t としたときに、(11)式から予想残余利益 f_t^a を計算し、(12)式に示されるように、予想残余利益と ω^u を適用した前期残余利益 x_t^a の差として定義されている。

$$f_t^a = f_t - r_i b_t \quad (11)$$

$$\nu_{i,t} = f_t^a - \omega^u x_t^a \quad (12)$$

また推計に必要なパラメータ ω^u については、先の表3のPanel Aで推計した、 ω_1 の値を用いている。

推定結果では、(10)式の γ_1 の範囲は0.232～0.364となっており、DHSでの推定結果である0.32とほぼ同様の結果を得ている。また決定係数も0.048～0.114となっており、DHSの推定結果である0.08と同水準である。なお係数 γ_1 は、(7)式～(9)式の ω_1 とは逆に、株主資本コストが高くなると低下する傾向がある。また2000年以降のデータのみを用いて、(10)式で γ_1 の推計を

行くと、係数 γ_1 や決定係数は若干低下するものの、ほぼ同様の結果となっていた。

株主資本コストの水準に関しては、表3、表4で見たように、パラメータの水準や、場合によってはt値の判定にも影響を与えるものの、全体の検証結果に大きな影響を与えるものではない。そして以降の検証においても、全ての株主資本コストで結果を確認したが、顕著な違いはなかった。煩雑さを避けるため、以降の分析に関してはCAPMで求めた結果のみを開示する。

4.2.3. 個別銘柄毎の残余利益の減衰過程の推計

DHSのTable 2に基づく形で、残余利益、特別損益の絶対値、アクルーアル、配当性向、業種ベータなどを用いて、 ω^c の推計も同様に行った。アクルーアルは、当該年度とその前年度の貸借対照表から、売上債権の増加幅(+項目)、棚卸資産増加幅(+項目)、仕入債務増加幅(-項目)、引当金増加幅(-項目)を個別に計算し、係数を

考慮しながら、減価償却費（-項目）を含めて足し合わせる手法により求めている。なお日本においては、信頼のおけるアクルーアルが推計可能な期間は、連結決算中心の開示制度に改められた2000年3月期決算からとなるが、本分析においては分析期間を延長するため、連結決算に対して単独決算との同時発表が推奨されるようになった、1990年3月期決算データから用いている。

各係数の符号に関してはDHSの回帰結果とほぼ同様の結果を得ており、また予想される符号の向きとも整合的である。しかし、t値はDHSの回帰結果と比較すると低く、係数によっては有意水準に達していない。決定係数もDHSでは0.40と高い水準を示しているのに対して、本分析ではわずか0.067に過ぎず、式全体の説明力も大幅に低いものとなっている。

この理由に関しては定かではないが、個別に見ていくと、表5のt値において、残余利益の絶対値の係数である ω_2 、特別損益の係数である ω_3 などでは、DHSの結果との違いが大きいようである。2000年代前半を中心に多くの日本企業が横並び的に特別損益を出したことや、米国などと比

較して低い株主資本コストの問題などが、影響を及ぼしている可能性が考えられよう。

また ω^c の推計において、DHSがアクルーアルの情報を用いるのは、翌期以降の残余利益にアクルーアルが影響を与えるという視点に立脚しているためである。しかし、薄井（2005）では、日本において利益をキャッシュフロー部分とアクルーアル部分に分けた場合、アクルーアル部分の品質が低いことを報告しており、日本と米国ではアクルーアルの信頼度に関して大きな差異がある可能性も推測されよう。

4.3. 推計したパラメータを用いた説明力の検証

DHSは推計したパラメータを用いて、各モデルの説明力の検証を行っている。本分析でも同様に、前節までの検証で得たパラメータを用いて、表1に示した8種類のLIDに対して、各種の検証を行う。分析に当たって、 ω^u には表3のPanel Aで求めた ω_1 を、 γ^ω には表4の γ_1 を、 ω^c には表5で得た各パラメータを用いて下記の(13)式から個別銘柄ごとに計算した値を用いている。

表5 ω^c の推計結果

$$x_t^a = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1}^a + \omega_2 (x_{t-1}^a q1_{t-1}) + \omega_3 (x_{t-1}^a q2_{t-1}) + \omega_4 (x_{t-1}^a q3_{t-1}) + \omega_5 (x_{t-1}^a div_{t-1}) + \omega_6 (x_{t-1}^a ind_{t-1}) + \varepsilon_t$$

分析期間	ω_0	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ω_5	ω_6	自由度 調整済み R ²	サンプル数
1991～2007年	-0.007 (-5.377)	0.749 (24.893)	-0.011 (-1.065)	-0.049 (-4.686)	-1.024 (-5.782)	-0.112 (-2.914)	0.116 (3.282)	0.067	46,602
DHS(1999)の結果	-0.02 -30.97	0.61 13.22	-0.37 -28.68	-1.21 -35.59	-0.17 -3.77	-0.10 -7.80	0.61 8.10	0.40	50,133
予想される パラメータの符号	?	?	-	-	-	-	+		

(注) セル内上段が推定パラメータ、下段()の中はt値
1991年～2007年の17年間の財務データを元に上記の推計式より作成
株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた

q1は残余利益の絶対値を自己資本で割った値、q2は特別損益の絶対値を自己資本で割った値、q3はアクルーアルの絶対値を自己資本で割った値、divは配当性向、indは東証33業種区分による銘柄が所属する業種に対するベータ
アクルーアルは売上債権、仕入債務、棚卸資産、引当金の前年からの増減と減価償却費より計算
DHS(1999)の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

$$\omega^c = \omega_1 + \omega_2 q1_t + \omega_3 q2_t + \omega_4 q3_t + \omega_5 Div_t + \omega_6 Ind_t \quad (13)$$

なお、 $q1$ には残余利益の絶対値を自己資本で割った値、 $q2$ には特別損益の絶対値を自己資本で割った値、 $q3$ にはアクルーアルの絶対値を自己資本で割った値、 Div には配当性向、 Ind には東証33業種区分による銘柄が所属する業種指数に対するベータを、それぞれ用いている。

4.3.1. 残余利益予想の精度

まず時系列での残余利益の予想精度を見てみる。検証するLIDは表1で紹介した4種の ω モデルであり、DHSではTable 4で展開している内容である。なお、DHSの手法と同様に残余利益を時価総額で基準化した後、データの両端1%をウィンザー化 (winzorize)⁹⁾し各種誤差の平均値を算出している。1991年から2007年までのデータを元にした結果を表6に示す。

Panel Aの結果に注目すると、各LIDの誤差の大きさを示す、推定誤差の絶対値の平均 (Mean

absolute forecast error) と、推定誤差の二乗の平均 (Mean square forecast error) の双方で、 $\omega = 1$ の場合に最大となっている。反対に誤差が小さいLIDは、 $\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^\omega$ や $\omega = \omega^c$ による推定であり、両者の説明力はほぼ同等である。但し推計誤差の絶対値、推計誤差の二乗共に、予想値を用いたPanel Bが最も精度の良い推計となっており、予想値の優位性が示されている。このようなLIDの違いによる誤差の大小の傾向は、DHSの検証結果と同じである。また基準化に用いる数値を、時価総額から、総資産、自己資本、売上高などに変更しても、精度の順位に関しては、ほぼ同様の結果が得られている。

DHSは、Panel Bの推定誤差の平均 (Mean forecast error) がマイナスとなるのは、予想値が楽観的であることの、一つの証拠であると主張しているが、日本でも同様の傾向を示す結果が得られた。

なお推計精度の水準を比較すると、日本での結果の方が、DHSの結果より精度が高く見える。しかしこの結果をあまり信頼することはできな

表6 残余利益の推計誤差

PanelA		$E_t [x_{t+1}^a] = \omega x_t^a$			
分析期間	LID 区分	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数
1991~2007年	$\omega = 0$	-0.0003	0.0507	0.0073	43,884
	$\omega = 1$	0.0051	0.0378	0.0057	43,884
	$\omega = \omega^u$	0.0027	0.0372	0.0045	43,884
	$\omega = \omega^c$	0.0033	0.0357	0.0045	42,661
DHS(1999)の結果	$\omega = 0$	-0.029	0.087	0.033	50,113
	$\omega = 1$	0.006	0.081	0.032	50,113
	$\omega = \omega^u$	-0.008	0.077	0.030	50,113
	$\omega = \omega^c$	-0.006	0.076	0.028	50,113
PanelB		$E_t [x_{t+1}^a] = f_t^a$			
分析期間	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数	
1991~2007年	-0.0118	0.0286	0.0035	46,366	
DHS(1999)の結果	-0.032	0.052	0.015	50,113	

(注) 1991~2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
DHS (1999) の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

い。オーバーバリュエーションであることが多い日本市場においては、時価総額で基準化した数値は、DHSが米国で分析に用いた数字と比較して、大幅に小さいと推測される。従って、その誤差も水準に応じて小さくなると予想されるので、この項目での日米間の直接の比較はあまり意味を持たない。

4.3.2. 株価予想の精度

残余利益の予想誤差と同様に、DHSのTable 5と同様の手法を用いて、株価の推計誤差を求める。まず、その他情報を省略した4つのLIDでは、下記の(14)式に基づく形で推計株価を算出した。

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a \quad (14)$$

また、その他情報の減衰プロセスである γ を考慮する、残りの4つのLIDに関しては、(15)式から推定株価を求めた。

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega)(R - \gamma)} \nu_t \quad (15)$$

算出された推定株価を t 時点の実際の株価 p_t で割った値 $(V_t/p_t - 1)$ を、本分析での検証の対象とする。なおDHSと同様に、両端1%をウインザー化した後に、平均値を求めている。1991年から2007年までのデータを元にした結果を表7に示す。

結果は全サンプルを対象としたもの以外に、連結決算制度の本格適用前の期間と、それ以後の期間に分けている。なお本分析に限っては、2000～2003年における推計誤差が、他の期間と比較して格段に大きいため、連結決算制度の本格適用後の期間を、さらに2000～2003年と、2004～2007年に分割して推計した結果を示している。2000～2003年における誤差の大きさは、この時期に多く計上された特別損益が、株価に影響したためと推測される。

DHSの検証結果と比較すると、分析全期間において日本での推計誤差は大きく、LIDによる株価水準予測能力は、DHSの結果と比較すると低いものとなっている。またDHSの検証結果で最も推計精度が良かった $\omega = 1, \gamma = 0$ モデルは、本検証結果では逆に最も精度の悪いモデルとなっており、結果が著しく異なっている。

株価の推計精度が最も高かったLIDは、残余利益とその他情報の減衰過程を株価へ取り込む $\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^u$ モデルであり、株価の計算において、実績の自己資本とアナリスト予想値の両方を用いるモデルである。二番手は $\omega = \omega^c$ モデルであり、残余利益の減衰過程を個別銘柄毎に精緻に推計するモデルである。推定株価が自己資本と等しくなる $\omega = 0$ モデルは、1999年までは誤差の小さなLIDであったが、近年では誤差が大きなLIDとなっている。自己資本や利益の株価への影響をもう少し詳しく見るため、次節ではLIDとは別の回帰分析を行う。

4.3.3. 株価に対する自己資本と実績利益、予想利益の説明力

DHSは次に株価に対する自己資本と実績利益、予想利益の説明力を、重回帰モデルによって確認を行っている(DHSのTable 6)。回帰を行う式は2種類存在し、一つは株価を被説明変数、自己資本と実績の利益を説明変数とする下記の(16)式である。

$$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

もう一つは、説明変数に今期予想値を加えた(17)式である。

$$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

この2つの式を用いて年毎に回帰した上で、その係数の要約統計量を求めている。

表8が結果である。DHSの結果では、株価を説明する要因としては予想利益の寄与が大きく、

表7 株価の推計誤差

Panel A

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{(R - \omega)} x_t^a$$

分析期間	LID 区分	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数
1991～2007年	$\omega=0$	0.060	0.558	0.559	48,092
	$\omega=1$	-0.149	1.770	11.534	48,092
	$\omega = \omega^u$	0.065	0.556	0.546	48,092
	$\omega = \omega^c$	0.054	0.566	0.573	46,602
1991～1999年	$\omega=0$	0.273	0.507	0.376	22,156
	$\omega=1$	0.650	0.964	2.834	22,156
	$\omega = \omega^u$	0.298	0.510	0.369	22,156
	$\omega = \omega^c$	0.325	0.522	0.382	21,746
2000～2003年	$\omega=0$	-0.370	0.743	1.118	12,496
	$\omega=1$	-1.135	3.611	34.781	12,496
	$\omega = \omega^u$	-0.375	0.741	1.093	12,496
	$\omega = \omega^c$	-0.407	0.770	1.170	12,118
2004～2007年	$\omega=0$	0.107	0.470	0.342	13,439
	$\omega=1$	-0.550	1.386	4.260	13,439
	$\omega = \omega^u$	0.089	0.459	0.331	13,439
	$\omega = \omega^c$	0.032	0.446	0.330	12,737
DHS(1999)の結果	$\omega=0$	0.291	0.461	0.284	50,133
	$\omega=1$	0.378	0.519	0.363	50,133
	$\omega = \omega^u$	0.320	0.461	0.284	50,133
	$\omega = \omega^c$	0.326	0.465	0.291	50,133

Panel B

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{(R - \omega)} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega)(R - \gamma)} v_t$$

分析期間	LID 区分	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数
1991～2007年	$\omega=0 \gamma=0$	0.046	0.558	0.566	48,090
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	-0.819	2.132	13.635	48,090
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.036	0.557	0.558	48,090
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.019	0.560	0.572	48,090
1991～1999年	$\omega=0 \gamma=0$	0.275	0.508	0.376	22,157
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	0.613	1.053	2.602	22,157
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.299	0.512	0.368	22,157
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.300	0.514	0.371	22,157
2000～2003年	$\omega=0 \gamma=0$	-0.406	0.751	1.152	12,495
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	-2.911	4.363	41.334	12,495
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	-0.448	0.758	1.156	12,495
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	-0.489	0.774	1.207	12,495
2004～2007年	$\omega=0 \gamma=0$	0.087	0.461	0.334	13,438
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	-1.235	1.837	6.072	13,438
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.050	0.443	0.317	13,438
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.027	0.437	0.314	13,438
DHS(1999)の結果	$\omega=0 \gamma=0$	0.285	0.445	0.266	50,133
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	0.227	0.402	0.232	50,133
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.278	0.427	0.248	50,133
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.259	0.419	0.241	50,133

(注) 1991年～2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
 DHS(1999)の結果は、Dechow, Hutton and Sloan(1999)から引用した値

自己資本の寄与は小さかった。これは株価を良く説明するLIDが、 $\omega = 1, \gamma = 0$ であることと整合的な結果である。

表8 株価に対する自己資本、実績利益、予想利益の説明力

Panel A		$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$							
分析期間	係数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値	
1991~2007	α	280.4	3.0	87.0	143.5	179.8	430.1	559.7	
	β^1	0.648	0.334	0.314	0.396	0.517	0.850	1.453	
	β^2	6.102	5.198	-1.253	3.973	4.708	7.016	19.438	
	R^2	0.433	0.125	0.194	0.340	0.457	0.510	0.631	
2000~2007	α	144.9	30.7	87.0	129.8	147.7	169.0	179.8	
	β^1	0.417	0.078	0.314	0.376	0.399	0.492	0.517	
	β^2	5.796	1.938	2.728	4.535	5.991	7.028	8.817	
	R^2	0.464	0.145	0.194	0.380	0.481	0.568	0.631	
DHS(1999)の 検証結果	α	9.72	0.41	7.65	8.07	9.57	10.92	13.63	
	β^1	0.40	0.07	-0.18	0.05	0.51	0.68	0.81	
	β^2	3.88	0.26	2.43	3.07	3.68	4.74	6.27	
	R^2	0.40	0.02	0.40	0.51	0.53	0.59	0.67	

Panel B		$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t + \varepsilon_t$							
分析期間	係数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値	
1991~2007	α	240.7	182.6	60.2	92.0	118.0	418.4	556.7	
	β^1	0.480	0.383	-0.076	0.248	0.351	0.632	1.383	
	β^2	-0.980	1.579	-4.602	-2.066	-0.512	-0.066	0.837	
	β^3	9.988	5.820	3.431	6.505	8.751	10.636	25.000	
	R^2	0.493	0.131	0.251	0.378	0.532	0.596	0.694	
2000~2007	α	93.4	21.7	60.2	78.8	93.4	114.3	118.0	
	β^1	0.239	0.128	0.170	0.212	0.266	0.305	0.372	
	β^2	-0.510	1.238	-3.726	-0.596	-0.277	-0.151	0.536	
	β^3	11.038	5.549	6.505	7.711	8.641	10.401	15.637	
	R^2	0.525	0.135	0.251	0.475	0.567	0.629	0.694	
DHS(1999)の 検証結果	α	4.25	0.35	1.64	3.00	4.53	5.09	7.05	
	β^1	0.24	0.04	-0.06	0.09	0.26	0.39	0.42	
	β^2	0.05	0.15	-0.08	-0.53	0.03	0.56	1.34	
	β^3	5.79	0.26	3.97	4.85	5.89	6.64	8.07	
	R^2	0.69	0.02	0.56	0.61	0.68	0.74	0.86	

(注) 1991年~2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株価に関しては額面（2001年以降は売買単位）で修正を行っている。
 DHS (1999) の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

日本においては、全期間と連結決算の本格適用前後で分割した結果を示している。1991~1999年に注目すると、DHSの結果とは大きな違いがある。(16) 式の結果であるPanel Aを見ると、自己資本の係数は、DHSの検証では0.40なのに対して、本分析では0.853であり、係数が2倍以上となっている。(17) 式のPanel Bでも同様の傾向が示されており、自己資本の係数は0.551となり、やはり2倍以上の水準となっている。奥村・吉田(2000)では、日本市場において、時価総額に対する自己資本の説明力の高さを報告しているが、本検証においても同様の傾向が確認された。

また実績利益のみのPanel Aと、予想利益も含むPanel Bの結果を比較すると、日本市場においては、予想利益の係数が2倍程度となる一方で、実績利益の係数はマイナスとなっていた。重回帰分析における多重共線性の問題もあると考えられるが、日本の株式は予想利益の水準にも大きく影響されていることが伺える。

本分析の結果から、日本市場では株価に対する自己資本と予想利益の双方の寄与が大きいと、表7のように、 $\omega = \omega^u$, $\gamma = \gamma^w$ モデルの説明力が高くなる一方で、自己資本を考慮しない $\omega = 1, \gamma = 0$ モデルの有効性が低くなると推測

される。

なお連結決算制度が本格的に導入された2000～2007年の結果では、自己資本の係数は、DHSの検証とほぼ同水準まで低下している。利益に対する係数には目立った変化はないが、相対的には、株価に対する利益の説明力が増大している。前節の表7においては、このような兆候を明確には確認できないが、表8で見える限りでは、日本市場の株式のバリュエーションの構造に対して何らかの変化があり、だいたいDHSが検証した結果に近づいているようである。

4.3.4. リターン予想力の検証

さらにDHSでは、推定株価の情報を用いて超過リターンを得られるかを検証している（DHSのTable 7）。具体的にはLIDから推計される推定株価を実際の株価で除した値（ V/p ）を求め、その値の小さい順に10個のポートフォリオを作成し、第10分位（最も割安と判定）を買って、第1分位（最も割高と判定）を売るヘッジポートフォリオ戦略を構築する手法で、リターンを安定的に取れるか否かを検証している。

本稿においても、各LIDから算出した毎年6月末の推定株価 V_t を、実際の株価 p_t で割った値（ V_t/p_t ）から10個のポートフォリオを作り、第10分位を買って第1分位を売るヘッジポートフォリオ戦略を構築した。リバランスの頻度は年次であり、リターンは、同期間の全銘柄の単純平均リターンに対する超過リターンで表示される。表9が結果である。なお全体の分析対象期間は、1991年7月～2007年12月までの16年半であるが、2000年を境にして二つの期間に分割した結果も掲載している。

全期間の結果に注目すると、推定株価が自己資本と等しくなる $\omega = 0$ モデルにおいて、ヘッジポートフォリオのパフォーマンスが高いことがわか

った。反対に自己資本の説明寄与が無くなる $\omega = 1$ モデルでのパフォーマンスは、最低となっている。リターンの説明要因としても、自己資本が重要であることが改めて示されている。なおこの結果は、期間前半部分にあたる1991～1999年に特に顕著であり、連結決算制度の本格開始前の寄与が大きいようである。

2000年以降に注目すると $\omega = \omega^c$ モデルや $\omega = \omega^u$ 、 $\gamma = \gamma^w$ モデルのパフォーマンスが高くなっている。全体的に自己資本の説明力が低下する代わりに、残余利益やその他情報の減衰過程が重要となっている。近年ではLIDの重要性が増していると言えよう。

なお前節の分析結果と合わせると、日本市場において $\omega = \omega^u$ 、 $\gamma = \gamma^w$ モデルや $\omega = \omega^c$ モデルは、株価においてもリターンにおいても有効性が高かった。日本では、株価形成の際には利益に基づくPERと自己資本に基づくPBRの双方が意識されているが、その後のリターン予想においても、PERやPBRが有効であるという、市場の特性が反映されているものと推測される。

4.3.5. 推計誤差の訂正力とリターンへの説明力

DHSは ω が実績の残余利益とアナリスト予想による残余利益の推計誤差に対して二種類の検証を追加的に行っている。一つは、翌年の実績残余利益とアナリスト予想の残余利益の推定誤差との関係（Table 8 A）であり、下記の（18）式の形をしている。

$$(x_{t+1}^a - f_t^a) = \delta_0 + \delta_1 (\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1} \quad (18)$$

もう一つは翌年のリターンとの関係であり（Table 8B）、（19）式の形となっている。

$$Re_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 (\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1} \quad (19)$$

わかり難い検証ではあるが、DHSの結果では $\omega = 0$ モデルの結果を除くと δ_1 、 ϕ_1 の平均値、中央値共に正の値を取っており、しかも標準偏差

表9 リターン予測の検証

Panel A $V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a$

分析期間	LIDの タイプ	ヘッジポートフォリオ (#10-#1) のパフォーマンス			
		平均値	標準偏差	平均/偏差	t 値
1991～2007年	$\omega = 0$	12.4%	14.3%	0.873	4.463
	$\omega = 1$	5.3%	17.0%	0.312	0.987
	$\omega = \omega^u$	11.4%	13.5%	0.843	3.887
	$\omega = \omega^c$	11.0%	14.7%	0.752	3.438
1991～1999年	$\omega = 0$	11.1%	8.9%	1.255	5.934
	$\omega = 1$	1.9%	18.4%	0.102	0.102
	$\omega = \omega^u$	9.5%	11.7%	0.815	4.130
	$\omega = \omega^c$	6.9%	12.9%	0.537	2.379
2000～2007年	$\omega = 0$	13.6%	18.3%	0.744	4.093
	$\omega = 1$	10.2%	14.6%	0.697	2.285
	$\omega = \omega^u$	14.1%	16.4%	0.860	3.730
	$\omega = \omega^c$	16.9%	16.0%	1.056	4.727
<i>DHS(1999) の結果</i>	$\omega = 0$	7.2%			1.94
	$\omega = 1$	7.6%			2.24
	$\omega = \omega^u$	9.4%			2.39
	$\omega = \omega^c$	9.9%			2.44

Panel B $V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega)(R - \gamma)} v_t$

分析期間	LIDの タイプ	ヘッジポートフォリオ (#10-#1) のパフォーマンス			
		平均値	標準偏差	平均/偏差	t 値
1991～2007年	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	12.8%	13.6%	0.943	4.839
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	5.5%	18.9%	0.292	0.873
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	12.1%	13.7%	0.884	4.138
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	12.7%	13.4%	0.946	4.613
1991～1999年	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	11.1%	7.2%	1.536	6.735
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	2.5%	22.4%	0.111	0.139
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	9.7%	12.7%	0.762	3.631
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	9.9%	13.3%	0.740	3.581
2000～2007年	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	14.3%	17.8%	0.802	4.554
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	9.9%	13.0%	0.762	2.182
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	15.7%	15.4%	1.017	4.661
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	16.7%	13.4%	1.245	5.949
<i>DHS(1999) の結果</i>	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	7.1%			1.77
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	5.4%			1.44
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	7.6%			1.71
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	6.2%			1.34

(注) 1991年～2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
*DHS (1999) の結果*は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

が小さい。この結果は、 ω には、アナリスト予想
 による誤差を推計する能力と、リターン獲得能力
 があることを示す結果であると DHS は主張して

いる。
 日本における同様の分析の結果を表10に示す。
 (18)式のアナリスト予想の推定誤差に関しては、

表10 ω による残余利益とリターンの予想力の検証

Panel A $(x_{t+1}^a - f_t^a) = \delta_0 + \delta_1(\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1}$

分析期間	LIDのタイプ	δ_0			δ_1			R ²		
		中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差
1991~2006年	$\omega=0$	0.000	0.000	0.000	0.173	0.183	0.339	0.034	0.093	0.171
	$\omega=1$	0.000	0.000	0.000	0.133	0.151	0.612	-0.020	0.034	0.141
	$\omega = \omega^u$	0.000	0.000	0.000	0.288	0.282	0.484	0.022	0.083	0.166
	$\omega = \omega^c$	0.000	0.000	0.000	0.284	0.287	0.541	0.007	0.064	0.156
1991~1999年	$\omega=0$	0.000	0.000	0.000	0.386	0.408	0.480	0.079	0.136	0.241
	$\omega=1$	0.000	0.000	0.000	0.138	0.176	0.910	-0.069	0.016	0.194
	$\omega = \omega^u$	0.000	0.000	0.000	0.530	0.523	0.689	0.042	0.106	0.234
	$\omega = \omega^c$	0.000	0.000	0.000	0.423	0.470	0.791	-0.014	0.065	0.220
2000~2006年	$\omega=0$	0.000	0.000	0.000	0.263	0.248	0.853	0.039	0.120	0.297
	$\omega=1$	0.000	0.000	0.000	-0.094	-0.130	1.039	-0.071	0.022	0.257
	$\omega = \omega^u$	0.000	0.000	0.000	0.176	0.214	0.988	-0.031	0.067	0.283
	$\omega = \omega^c$	0.000	0.000	0.000	0.051	0.110	1.033	-0.069	0.032	0.263
DHS(1999)の結果	$\omega=0$	-0.03	-0.03	0.005	-0.160	-0.130	0.083	0.01	0.05	0.018
	$\omega=1$	-0.02	-0.02	0.003	0.420	0.400	0.036	0.12	0.11	0.017
	$\omega = \omega^u$	-0.03	-0.02	0.004	0.440	0.420	0.043	0.07	0.08	0.024
	$\omega = \omega^c$	-0.02	-0.02	0.004	0.490	0.480	0.043	0.10	0.12	0.022

Panel B $Ret_{t+1} = \phi_0 + \phi_1(\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1}$

分析期間	LIDのタイプ	Φ_0			Φ_1			R ²		
		中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差
1991~2006年	$\omega=0$	0.047	0.054	0.094	-0.004	-0.005	0.009	-0.015	0.022	0.106
	$\omega=1$	0.038	0.042	0.079	-0.005	-0.007	0.017	-0.032	0.003	0.090
	$\omega = \omega^u$	0.035	0.042	0.081	-0.007	-0.009	0.014	-0.009	0.030	0.111
	$\omega = \omega^c$	0.035	0.040	0.076	-0.007	-0.010	0.015	-0.016	0.021	0.104
1991~1999年	$\omega=0$	-0.001	0.032	0.217	-0.004	-0.007	0.017	-0.086	-0.033	0.138
	$\omega=1$	-0.022	-0.012	0.123	-0.006	-0.009	0.035	-0.074	-0.017	0.154
	$\omega = \omega^u$	-0.001	0.017	0.158	-0.007	-0.010	0.023	-0.071	-0.018	0.150
	$\omega = \omega^c$	-0.006	0.006	0.131	-0.007	-0.011	0.025	-0.071	-0.015	0.152
2000~2007年	$\omega=0$	0.121	0.132	0.273	-0.001	-0.002	0.032	-0.087	-0.003	0.222
	$\omega=1$	0.110	0.123	0.182	-0.002	-0.005	0.046	-0.093	-0.008	0.221
	$\omega = \omega^u$	0.100	0.104	0.259	-0.002	-0.006	0.045	-0.084	-0.004	0.220
	$\omega = \omega^c$	0.097	0.110	0.245	-0.003	-0.006	0.043	-0.088	-0.005	0.221
DHS(1999)の結果	$\omega=0$	0.14	0.18	0.037	-0.080	-0.030	0.096	0.00	0.01	0.001
	$\omega=1$	0.15	0.18	0.035	0.010	0.070	0.066	0.00	0.01	0.002
	$\omega = \omega^u$	0.15	0.18	0.036	0.010	0.100	0.077	0.00	0.01	0.002
	$\omega = \omega^c$	0.16	0.18	0.036	0.050	0.140	0.070	0.01	0.01	0.002

(注) 1991年~2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
 額面(2001年以降は売買単位)で修正を行った一株あたりの値に換算した上で回帰分析を行っている。
 DHS(1999)の結果は、Dechow, Hutton and Sloan(1999)から引用した値

2000~2007年の $\omega = 1$ モデルを除いて、 δ_1 は正となった。但し標準偏差の値も高く、統計的に有意に正にはならない。また(19)式のリターンに関する分析においては、全ての ϕ_1 はマイナスとなっている。

しかしこの結果から、DHSの検証と本検証を

比較して、 ω の説明力に大きな差があったとは言えないだろう。決定係数に注目すると、DHSの検証においても、多くのLIDでの分析結果で0.1を下回る水準であり、十分な説明力のある検証とは言えない状況である。また本検証で十分な説明力が得られなかった理由の一つに、残余利益の水

準の問題があると推測される。1990年代においては残余利益の項目そのものがマイナスとなる企業が多かったため、 ωx_t^a がマイナスとなる企業が多かった。一方で東洋経済の予想値に関しては、割合的に3月決算企業の期首時点の予想値を用いることが多いため、年度利益に対して楽観的な企業が多く、 f_t^a に関してはプラスとなる企業が多かった。従って $\omega x_t^a - f_t^a$ の項自体がマイナスを示すサンプルが極端に多かったことがDHSの米国での検証と比較して、結果が大きく変わった理由だと推測される。

5. むすび

本分析の特徴は、Ohlson (1995) のLIDモデルに対してDHSのアプローチに則って、日本市場において財務データや予想データからパラメータ ω 、 γ を導出し、その有効性の検証や、得られた結果の日米比較を行った。

本分析の成果としては、日本におけるLIDの検証の結果は、DHSの検証結果とは異なっていたことを確認したことである。DHSの検証結果は、株価形成においてはアナリストの予想利益が単純に株価に織り込まれる。しかし残余利益の減衰プロセスを考慮する ω は重要であり、そこには将来リターンを予想する力があることを示している。従ってLIDのフレームワークを考えることは、長期的な観点では重要であるとしている。

しかし日本での観測結果は次の点で異なる。まず2000年以前の日本では、奥村・吉田 (2000) で報告されているように、自己資本の説明力が格段に高く、株価形成においても米国のようにアナリスト予想の重要性は低かった。しかし、本格的な連結決算開示が始まった2000年以降では、その傾向が薄れてきており、利益の説明力が増大していた。またほぼ全期間を通じて、残余利益の減

衰過程を示す ω は重要だが、同時に、その他情報の減衰過程を示す γ も重要であった。これらの分析を総合すると、日本においては、自己資本、実績の残余利益、予想の残余利益を考慮するOhlson (2001) 型のLIDの有用性が、最も高かったことを確認できた。

なお本検証でのLIDに関する分析からは、2000年以前と以降では、結果が大きく異なっており、今一度検証する必要性を強くアピールする結果であったとも言えよう。また本分析をみただけでは、2000年以降の日本株市場においては、DHSが検証で見たような、LIDのアプローチが有効に働くと、より米国に近い環境に変化しているように期待される。今後はFeltham and Ohlson (1996) や Ohlson and Zhang (1998)、Feltham and Pae (2000) といったFeltham and Ohlson型のLIDの説明力についても検証を行い、日本でのその他情報に関する知見を深めていく必要があるだろう。

《注》

- 1) 保守主義については、薄井 (1996) がFeltham and Ohlson (1995) のモデルを展開している。
- 2) 薄井 (2003) では、企業ごとに1996-2001年の時系列でモデル推計を行っている。
- 3) 制限なしの ω 。Ohlson (1995) のLIDにおける ω 。
- 4) 制限付きの ω 。DHSの意図としては、 γ の情報も内包した ω としている。
- 5) DHSの検証では株主資本コストは12%の固定値としている。
- 6) 「William F. Sharpe, INVESTMENTS 5th Edition, Prentice Hall, 1995」において、回帰によって求められた個別銘柄のベータ (未修正ベータ) と市場のベータ1を、0.67 : 0.33の比率で加重平均して修正ベータを求める手法として紹介されている。
- 7) 「Stephen H. Penman, FINANCIAL STATEMENT ANALYSIS AND SECURITY VALUATION, 3rd Edition, McGraw-Hill Education (Asia), 2007」の手法に基づく。
- 8) 以降の記述においてTableは全てDHSの論文より引用を行っている。
- 9) 両端の外れ値の処理方法であり、本研究では1%値以下の値を1%値まで切り上げ、99%値以上の値を99%値まで切り下げる処理を施している。平均値の計算の際に両端のはずれ値などに影響されにくい。

《参考文献》

- Bierman, H., Jr., 1991. Price/earnings ratios restructured for Japan, *Financial Analysts Journal* 47 (2), 91-92.
- Edwards, E. O., Bell, P. W., 1961. *The Theory and Measurement of Business Income*, University of California Press.
- Dechow, P. M., Hutton, A. P., Sloan, R. G., 1999. An empirical assessment of residual income valuation model, *Journal of Accounting and Economics* 26, 1-34.
- Feltham, G. D., Ohlson, J. A., 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11, 689-731.
- Feltham, G. D., Ohlson, J. A., 1996. Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement. *Journal of Accounting Research* 34, 209-234.
- Feltham, G. D., Pae J., 2000. Analysis of the Impact of Accounting Accruals on Earnings Uncertainty and Response Coefficients. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 15, 199-224.
- Francis, R., Olsson, P., Oswald, D., 2000, Comparing accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates, *Journal of Accounting Research* 38, 45-70.
- Frankel, R., Lee, C., 1998., Accounting valuation, market expectation, and the book-to-market effect, *Journal of Accounting and Economics* 25, 209-234.
- 奥村雅史, 吉田和生, 2000. 「連結会計情報と長期株式リターン EBOモデルを通して」, 『会計』第158巻第3号, 352-366.
- Ohlson, J. A., 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation., *Contemporary Accounting Research* 11, 661-687.
- Ohlson, J. A., 2001. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective. *Contemporary Accounting Research* 18, 107-120.
- Ohlson, J. A., Zhang, X.-J., 1998. Accrual Accounting and Equity Valuation., *Journal of Accounting Research* 36, 85-111.
- 太田浩司, 2000. 「オールソンモデルによる企業評価—Ohlson (1995) モデルの実証研究」, 『証券アナリストジャーナル』38 (4), 62~75.
- Ota, K., 2002. A test of the Ohlson (1995) model: empirical evidence from Japan. *The International Journal of Accounting* 37, 157-182
- 高橋美穂子, 2001. 「会計数値と企業評価モデル—線形情報モデルを用いた企業評価に関する実証研究—」, 『会計』第159巻第5号, 797-809.
- 竹原均, 須田一幸, 2004. 「フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究—株価関連性の比較—」, 『現代ディスクロージャー研究』第5号, 23-35.
- 薄井彰, 1996. 「保守主義の会計の意味とその経済的効果」 Working paper, 青山学院大学.
- 薄井彰, 1999. 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」, 『会計』第155巻第3号, 394-409.
- 薄井彰, 2003. 「会計利益と株主資本の株価関連性：実証的証拠」, 『経済志林』第70巻第4号, 231-248.
- 薄井彰, 2005. 「会計情報の価値関連性と信頼性について」, 『会計』第167巻第5号, 18-33.